

Ines Kersan-Škabić*
Cinzia Zubin**

UDK 330.341:339.727.22(497.5)
JEL klasifikacija F21, F14, C40
Izvorni znanstveni rad

UTJECAJ IZRAVNIH INOZEMNIH ULAGANJA NA RAST BDP, NA ZAPOSLENOST I NA IZVOZ U HRVATSKOJ¹

Zbog velikih iznosa inozemnih investicija po stanovniku koje je Hrvatska privukla, svrha je ovoga rada utvrditi utječu li i na koji način FDI na odabrane (problematične) makroekonomske pokazatelje hrvatskog gospodarstva. U radu se istražuje utjecaj primljenih izravnih inozemnih ulaganja na gospodarski rast, na izvoz i na zaposlenost. Ekonometrijskom analizom (analiza vremenskih nizova, kointegracijske analize i VEC model, dekompozicija varijanci prognostičkih pogrešaka, impulsne reakcije varijabli) izrađena su dva usporedna VAR modela koja su u kointegracijskom prostoru identificirala veoma stabilnu i značajnu dugoročnu Cobb-Douglasovu funkciju proizvodnje. Utvrđeno je da priljev FDI ne utječe na rast BDP i na izvoz, ali na zaposlenost utječe s negativnim predznakom. Zaključuje se da su zbog maloga udjela greenfield ulaganja izostali očekivani pozitivni rezultati.

Ključne riječi: FDI, BDP, zaposlenost, izvoz

* I. Kersan-Škabić, izvanredni profesor na Sveučilištu Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizam «Dr. Mijo Mirković» (ikersan@efpu.hr)

** C. Zubin, mr. sc., Hrvatska banka za obnovu i razvitak Pula (czubin@hbor.hr)

Prvobitna verzija rada primljena u uredništvo 22. 09. 2008., a definitivna 28. 01. 2009.

¹ Stajališta izražena u ovome radu osobne su prirode i stoga ne odražavaju stavove Hrvatske banke za obnovu i razvitak.

Autori se zahvaljuju anonimnim recenzentima na sugestijama koje su poboljšale kvalitetu ovoga rada.

1. Uvod

Europske su tranzicijske zemlje započele na početku devedesetih godina 20. stoljeća otvaranje svojih granica najprije trgovini robama i uslugama, a potom i financijskim tijekovima koji su im omogućili da premoste krizu nedostatka domaćeg kapitala za poticanje proizvodnih aktivnosti. Iako je Hrvatska značajnije priljeve inozemnih izravnih investicija ostvarila tek poslije godine 1995., ona se po privučenoj količini FDI po stanovniku nalazi u skupini zemalja koje su privukle najviše inozemnih investicija.

Zemlje očekuju pozitivne rezultate ulaska stranoga kapitala, a ti bi se ponajprije morali osjetiti u rastu i promjeni strukture proizvodnje i izvoza i u porastu zaposlenosti. No sa druge strane, prijete im određene negativne posljedice - koje su rezultat sektorske strukture FDI, pa može doći do pada zaposlenosti (otpuštanje radnika radi povećanja proizvodnosti).

Zato je cilj u ovome radu utvrditi koji su rezultati prevladali u hrvatskome gospodarstvu, ili točnije: ima li priljev FDI pozitivan utjecaj na hrvatsko gospodarstvo. U istraživanju se polazi s pretpostavkom da inozemne izravne investicije nemaju veliki (značajniji) utjecaj na hrvatsko gospodarstvo zato što su izostale visoke stope rasta BDP, nije došlo do promjene strukture i većeg rasta izvoza, jer još uvijek postoji visoka stopa nezaposlenosti.

U drugome se dijelu analiziraju obilježja FDI u Hrvatskoj: visina, struktura i usporedba s odabranim tranzicijskim zemljama. U trećem dijelu - pristupa se empirijskoj analizi i procjeni utjecaja kretanja izravnih ulaganja na hrvatsko gospodarstvo, gdje su primijenjene jednostavne statističke metode: analiza vremenskih nizova, kointegracijske analize i VEC model, dekompozicija varijanci prognostičkih pogrešaka, impulsne reakcije varijabli i grafički prikazi.

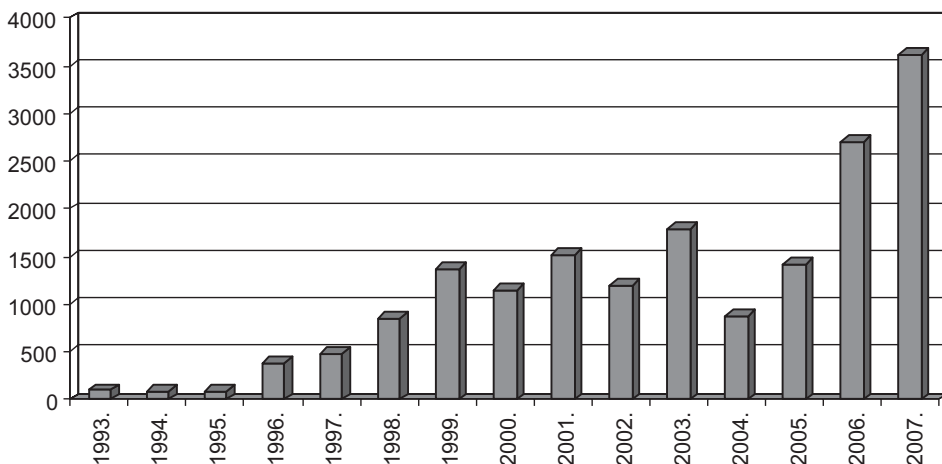
2. Obilježja FDI u Hrvatskoj

Hrvatska je do godine 1996. primila neznatne inozemne izravne investicije, i to zbog dobro poznatih ratnih okolnosti i s time povezanim visokim rizikom ulaganja. Nakon toga dolazi do procesa restrukturiranja gospodarstva, gdje se pojavila veća potreba za stranim kapitalom, pa se postepeno razvija i politika privlačenja inozemnih investicija². Prema podacima HNB Hrvatska je između godina 1993. i 2007. ostvarila više od 17 milijardi EUR.

² Zakon o poticanju ulaganja, NN 73/2000. i novi Zakon o poticanju ulaganja, NN. 138/2006. koji je na snazi od 1.siječnja 2007.

Grafikon 1.

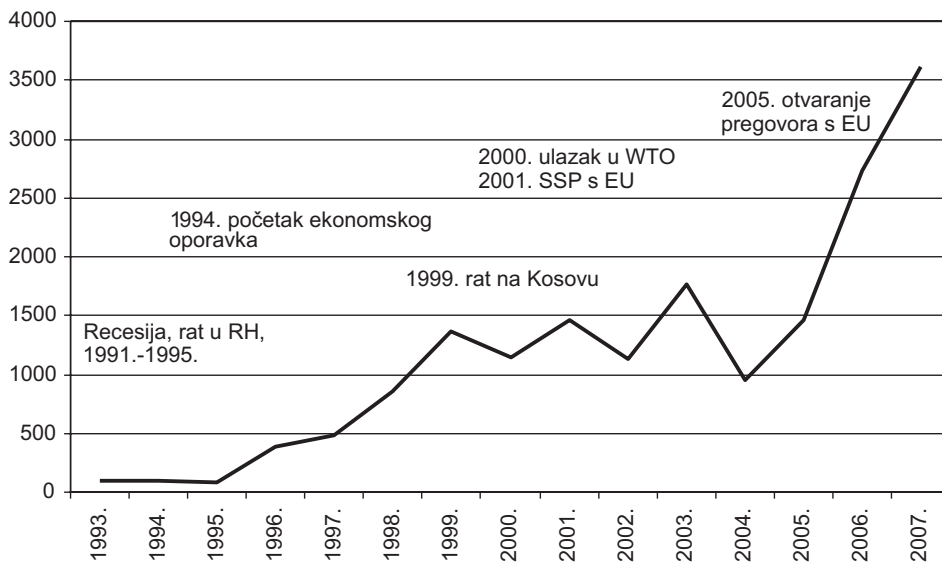
IZRAVNA INOZEMNA ULAGANJA U HRVATSKU
OD GODINE 1993. DO 2007. U MIL. EUR



Izvor: Hrvatska narodna banka, <http://www.hnb.hr>

Grafikon 2.

FDI I UTJECAJNI ČIMBENICI U HRVATSKOJ OD GODINE 1993. DO 2007.



Izvor: Hrvatska narodna banka, <http://hnb.hr>

Grafikon 1. pokazuje tijek FDI priljeva u Hrvatskoj u razdoblju od godine 1993. do godine 2007. FDI su povećavane od 1998. i ponajviše su bile vezane uz privatizaciju velikih poduzeća. U tijeku godine 2007. inozemna su ulaganja dosegla rekordan iznos - u vrijednosti od 3,6 milijardi eura, što je najveći godišnji iznos tih ulaganja od godine 1993. U razdoblju od godine 1999. do kraja godine 2007. ostvareno je 15,6 milijardi eura ili 88% FDI. To, naime, nije neobično zato što su u tome razdoblju privatizirana poduzeća poput Hrvatskih telekomunikacija i banaka, a koja su do tada bila u državnome vlasništvu.

Iz grafikona 2. vidi se da su na povećanje ili smanjenje priljeva FDI u razdoblju od 1993. do 2007. utjecali razni činitelji - od rata u Hrvatskoj, rata na Kosovu, pa do vladinih programa poticaja. Ulaskom u Svjetsku trgovinsku organizaciju (WTO) Hrvatska je pokazala spremnost za izazove globalne liberalizacije svjetskoga tržišta. Aktivno se uključila u europske integracijske procese kao što su Pakt o stabilnosti, Sporazum o stabilizaciji i pridruživanju EU-u, članstvo u CEFTA i otvorila je pregovore za članstvo u EU. Takva su se uključivanja u europske integracijske procese odrazila na povećanje priljeva FDI u Hrvatsku.

Hrvatska je privukla visoku razinu FDI s obzirom na veličinu gospodarstva, ali je pritom zabrinjavajuća njihova sektorska usmjerenost. Najviše FDI privukle su ove djelatnosti: financijski posrednici, proizvodnja kemikalija i kemijskih proizvoda, telekomunikacije, trgovina i naftna industrija - oko 66% ukupnih inozemnih investicija u razdoblju od godine 1993. do godine 2007.

Očekivani učinci inozemnih izravnih ulaganja, poput povećanja izvoza i smanjenja nezaposlenosti uvelike ovise o početnim uvjetima zemlje primateljice ulaganja, o njezinoj gospodarskoj politici, o obrazovanosti radne snage i o stupnju tehnološkoga razvitka. Dosad strane investicije u Hrvatskoj nisu donijele pozitivne učinke kako se to očekivalo. Strane su investicije u Hrvatskoj dosad uglavnom bile usmjerene u preuzimanje postojećih poduzeća, a samo se manji dio odnosio na greenfield ulaganja. Pored toga, ta preuzimanja nisu dovela do širenja na regionalna tržišta, a nisu pridonijela ni značajnijem povećanju zaposlenosti. Bitne odrednice atraktivnosti zemlje inozemnim ulagačima jesu: dobra osnovna infrastruktura, povezanost gospodarstva sa drugim zemljama, politička stabilnost i zakonodavstvo zemlje, stabilnost poreznog sustava i poticajne mjere.

Investiranjem kapitala iz inozemstva oslobađaju se domaća financijska sredstva kojima se može koristiti za ulaganje u one investicije za koje inozemni investitori pokazuju manje zanimanje, a koje su značajne za gospodarstvo Hrvatske, kao što su to infrastrukturni i ostali javni objekti ili kao investicije u manje razvijena područja.

Hrvatskoj je još uvijek potrebno odlučno restrukturiranje i proizvodno preusmjerenje svoje industrije radi prilagođavanja strukturi potražnje Europske Unije i ona mora promijeniti strukturu svoga izvoza od radno intenzivnoga, u kojem

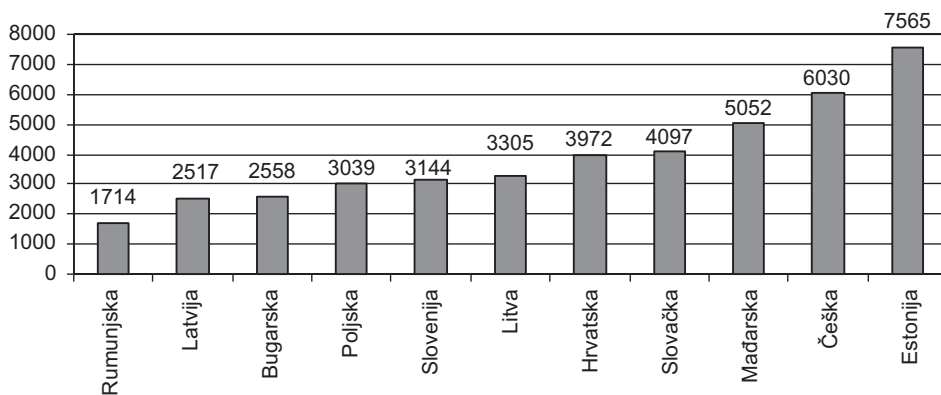
prevladavaju sirovine i poluproizvodi, u proizvode veće tehnološke složenosti i kapitalne intenzivnosti.

Unatoč poduzetim aktivnostima, inozemna izravna ulaganja nisu uspjela značajno povećati proizvodnju proizvoda visoke tehnologije pa je udio takvih proizvoda u hrvatskome izvozu godine 2006. iznosio 23%, a u Sloveniji je bio 46% i u Mađarskoj 66%. (Nacionalno vijeće za konkurentnost, 2007.).

U zemljama srednje i istočne Europe značajne razlike u količinama primljenih inozemnih izravnih ulaganja upućuju na razlike u atraktivnosti pojedinih zemalja kao odredišta stranih ulaganja. Najatraktivnije su one zemlje u kojima je investicijska klima najpovoljnija, ili točnije najstabilnija i stimulirajuća, tj. zemlje koje imaju pozitivan trend razvitka, stabilne i zdrave ekonomske, političke i druge karakteristike.

Grafikon 3.

INOZEMNA IZRAVNA ULAGANJA PO STANOVNIKU U
ODABRANIM TRANZICIJSKIM ZEMLJAMA, 1993.-2007. U MIL. EUR



Izvor: HNB, <http://www.hnb.hr>

Estonija ima gotovo dvostruko veći priljev inozemnih ulaganja po stanovniku od Hrvatske, slijede je Češka, Mađarska i Slovačka, a Slovenija, Poljska, Bugarska i Rumunjska još uvijek imaju manji priljev inozemnih ulaganja po stanovniku od Hrvatske. Prema ovoj komparativnoj analizi proizlazi da se Hrvatska nalazi među zemljama koje su privukle najviše FDI po stanovniku, pa se s razlogom pitamo ima li gospodarstvo Hrvatske koristi od tih ulaganja?

3. Empirijska analiza

3.1. Osvrt na dosadašnja istraživanja

Postoje brojna ekonometrijska istraživanja o determinantama i o posljedicama FDI u svijetu, ali mi ćemo se osvrnuti na metodologiju i rezultate triju odabranih istraživanja. Nakov, A. (2004.) panel metodologijom analizira utjecaj FDI na BDP u dvadesetak tranzicijskih zemalja i analizira utjecaj FDI na BDP u Mađarskoj, koristeći se kointegracijskom analizom. Panel analizom dokazuje da je rezultat FDI na povećanje BDP u tranzicijskim ekonomijama granično negativan. Kointegracijskom analizom na slučaju Mađarske otkriva pozitivnu kointegracijsku vezu među stranim kapitalom i industrijskom proizvodnjom te zemlje, elastičnošću BDP na promjenu FDI oko 0,5. Grangerov test uzročnosti podupire relevantnost FDI u objašnjavanju kretanja proizvodnosti i ekonomskoga rasta, pa zaključuje da "FDI- uzrokuje u Grangerovom smislu rast", a "rast ne uzrokuje u Grangerovom smislu FDI", za slučaj Mađarske.

Al-Iriani, M. i Al-Shamsi, F. (2007.) koriste se Pedronijevom kointegracijskom analizom za testiranje veze među FDI i gospodarskim rastom u šest zemalja Zaljeva za razdoblje od 1970. do 2004. Teoretski, suvremeni modeli endogenoga rasta identificiraju FDI kao jedan od odlučujućih faktora rasta, i to zbog njegove uloge u tehnološkoj difuziji. No, endogenost FDI čini vjerojatnim da gospodarski rast utječe na tok FDI. U istraživanju dobiveni rezultati pokazuju dvosmjernu uzročnost među FDI i BDP u zemljama Zaljeva. Rezultati podupiru hipotezu modela endogenoga rasta za zemlje Zaljeva.

Hisarciklilar, M., Kayam, S.S., Kayalica, M.O. i Ozkale, N.L. (2006.) istražuju odnos među ekonomskim rastom, FDI i međunarodnom trgovinom za odabrane mediteranske zemlje. Koristeći se godišnjim podacima za razdoblje od godine 1970. do 2003., oni istražuju odnos među navedenim varijablama uz pomoć dvodimenzionalne kointegracijske analize i uz pomoć dvostrukoga Grangerovoga testa uzročnosti. Dugoročno su za većinu promatranih zemalja uočili neznakačan odnos među tim varijablama.

Ovim je istraživanjima potrebno pridodati i rezultate postojećih istraživanja u Hrvatskoj.

Jovančević (2007.) analizira i uspoređuje visinu FDI, FDI po stanovniku, stopu rasta BDP i inozemnu zaduženost novih članica EU i Hrvatske. Zaključuje da zemlje, zahvaljujući priljevu FDI, ostvaruju visoke stope rasta BDP-a i ističe da su za dugoročan razvitak ključni motivacijski faktori poduzetnika, učinkovitost pravnoga sustava, zaštita intelektualnoga vlasništva i učinkovita borba protiv korupcije.

Lovrinčević, Buturac i Marić (2004.) uočili su postojanje pozitivne, signifikantne veze među ukupnim priljevom inozemnoga kapitala i razinom domaćih investicija, a isto tako i pozitivne veze među FDI, razinom specijalizacije i promjenom izvozne strukture tranzicijskih zemalja u korist proizvoda s većim udjelom dodane vrijednosti. Kao iznimku ističu Hrvatsku, u kojoj se ne uočavaju aktivnosti koje bi vodile promjeni u strukturi robne razmjene i specijalizacije.

Hunya i Škudar (2006) analiziraju utjecaj FDI u Hrvatskoj na zaposlenost, na ekonomski rast, na fiskalne prihode, na izvoz, ali i izrađuju upitnik za poduzeća, pa na osnovi istraživanja zaključuju da bi FDI morale biti potpora ekonomskome rastu, jer inozemni kapital uvjetuje povećanje proizvodnosti, sklonost izvozu i profitabilnost svih sektora gospodarstva.

Lovrinčević, Marić i Mikulić (2005.) analiziraju učinke bruto priljeva inozemnoga kapitala na domaće investicije i na nacionalnu štednju i zaključuju da je priljev inozemnoga kapitala u tranzicijske zemlje stvarao rezultat poticanja domaćih investicija, ali nije se pokazao značajnim u objašnjavanju kretanja nacionalne štednje tranzicijskih zemalja.

Vukšić (2005.) analizira utjecaj izravnih stranih ulaganja na izvoz prerađivačke industrije i dolazi do zaključka da FDI pozitivno i statistički značajno utječu na izvoz, ali je taj utjecaj bio relativno slab. Ukazuje na potencijal povećanja izvoza privlačenjem FDI u industriju.

3.2. Metodologija istraživanja

Za analizu utjecaja priljeva FDI na BDP, na zaposlenost i na izvoz koristit ćemo se vektorskim autoregresijskim okruženjem - VAR metodologijom.

VAR reda p i dimenzije K izgleda:

$$z_t = a + B_0 z_t + B_1 z_{t-1} + \dots + B_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \quad (1)$$

gdje je $z_t = (z_{1t}, \dots, z_{Kt})'$ K -dimenzionalni vektor slučajnih varijabli, B_i su matrice fiksnih koeficijenata reda $(K \times K)$, $a = (a_1, \dots, a_K)'$ je K -dimenzionalni vektor konstanti, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Kt})'$ je K -dimenzionalni proces s bijelim šumom ili inovacijski proces za koji vrijedi $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Sigma_\varepsilon$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ za $s \neq t$. Strukturni VAR možemo jednostavno transformirati u sustav jednadžbi u reduciranom obliku:

$$z_t = (I_K - B_0)^{-1} a + (I_K - B_0)^{-1} B_1 z_{t-1} + \dots + (I_K - B_0)^{-1} B_p z_{t-p} + (I_K - B_0)^{-1} \varepsilon_t \quad (2)$$

gdje je I_K jedinična matrica reda $(K \times K)$.

Uobičajeno je matricu $(I_K - B_0)$ označiti sa B , tako da možemo pisati:

$$z_t = v + A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + u_t \quad (3)$$

gdje je

$$v = B^{-1}a$$

$$A_i = B^{-1}B_i$$

$$u_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Vidimo da smo sada dobili sustav reduciranih jednadžbi koje su funkcija samo predeterminiranih varijabli. U ovom je slučaju u_t sličan ε_t , tj. K -dimenzionalni proces s bijelim šumom za koji vrijedi $E(u_t) = 0$, $E(u_t u_s') = \Sigma_u$, $E(u_t u_s') = 0$ za $s \neq t$.

Red VAR, tj. broj vremenskih pomaka o kojima ovisi njegova dinamika testirat ćemo uz pomoć SC i HQ kriterija. Kvalitetu vektorskoga autoregresivnoga modela provjerit ćemo testiranjem normalnosti distribucije i autokorelacije njegovih reziduala.

Budući da u analizu ulaze nestacionarni procesi, običajan koeficijent determinacije nije prikladan, pa će se za pokazatelja pristajanja podataka modelu koristiti korelacijskim tragom (Trace correlation). Testiranje o tome radi li se o determinističkom ili o stohastičkom trendu učinit ćemo uz pomoć proširenoga Dickey-Fuller (1996.): ADF testa i Phillips-Perron (1988.): PP testa.

Za utvrđivanje kointegracije varijabli izradit će se matrica kointegracijskih vektora (Engle i Granger (1987).³). Ako su varijable kointegrirane, to znači da među njima postoji dugoročna linearna veza. Obilježje je kointegriranih varijabli da na njihove kratkoročne vremenske putanje utječe dugoročna ravnoteža koja je predstavljena kointegracijskim vektorima. Modeli s takvim obilježjima, prije uvođenja koncepta kointegracije, istraživani su u tzv. *modelima s korekcijom odstupanja* (error correction models, Salmona, 1982.). Pretpostavimo da su elementi vektora z_t integrirane varijable reda $I(1)$:

$$z_t = v + A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + u_t \quad (4)$$

³ Kaže se da su elementi vektora slučajnih varijabli $z_t = (z_1 t, z_2 t, \dots, z_K t)'$ kointegrirani reda d , b_1 što pišemo $z_t \sim CI(d, b)$:

1. ako su svi elementi vektora z_t integrirani reda d
2. ako postoji vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)'$ takav da je linearna kombinacija $\beta' z_t = \beta_1 z_{1t} + \beta_2 z_{2t} + \dots + \beta_K z_{Kt}$ za $\beta \neq 0$ integrirana reda $(d-b)$, gdje je $b > 0$.

Vektor β nazivamo *kointegracijskim vektorom*.

Ako oduzmemo s obje strane jednadžbe z_{t-1} , nakon sređivanja dobit ćemo:

$$\Delta z_t = v + \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + u_t \quad (5)$$

gdje je $\Pi = \alpha\beta' \gamma\beta'$ je kointegracijska matrica ili matrica kointegracijskih vektora, a α je tzv. matrica punjenja (loading matrix), parametri koje pokazuju brzinu prilagođivanja varijabli u modelu prema dugoročnoj ravnoteži prikazanoj kointegracijskim vektorom. Ako je matrica Π punog ranga, tada jednadžba prikazuje VAR model u drugome obliku, a ako ograničimo matricu Π tako da joj smanjimo rang ($\text{rang}(\Pi) < k$), tada dobivamo vektorski model s korekcijom odstupanja (VECM).

Budući da se simultano moraju odrediti vrijednosti α i β u matrici Π , metoda najmanjih kvadrata nije prikladna za ocjenjivanje parametara VEC modela, pa će se zato koristiti Johansenovim testom omjera vjerodostojnosti λ_{trace} .

Osim ranga u kointegracijskom prostoru, testirat ćemo mogućnosti da se varijable pojedinačno mogu isključiti iz dugoročne kointegracijske veze, kao i slabu egzogenost (weak exogeneity) varijabli. Permanentne rezultate šokova nad varijablama prikazat ćemo matricom C koja se dobije na temelju prikaza modela u pomičnim prosjecima. Kratkoročne odgovore varijabli modela na ortogonalne jedinične impulse prikazat ćemo funkcijama odgovora na impulse koje su za strukturni VAR modela razvili Amisano i Giannini (2006).

3.3. Korišteni podaci

U ovome istraživanju ograničit ćemo se na analizu hrvatskih pokazatelja u vremenskom razdoblju od I. kvartala godine 1996. do III. kvartala godine 2007., tj. 12 godina manje jedan kvartal. Smatramo da razdoblje prije godine 1996. (prije Daytonskih sporazuma) nije bilo dovoljno ekonomski stabilno zbog ratnog stanja i zbog redarstvenih akcija Bljesak i Oluja godine 1995., pa bi njihovo uključivanje, iako bi povećalo broj opažanja, u konačnici pogoršalo ekonomsku analizu zbog različitog okruženja u kojemu se kretalo hrvatsko gospodarstvo.

Varijable koje ulaze u analizu preuzete su iz IFS (International Financial Statistics) baze podataka Međunarodnoga monetarnoga fonda. Za varijablu BDP preuzeli smo indeks BDP 2000=100 (96099BVPZF...), za pokazatelj stranih investicija (FDI) preuzeli smo izravne investicije u zemlju u domaćoj valuti (96078BEDZF...) za pokazatelj zaposlenosti preuzeli smo indeks ukupne zaposlenosti (96067E..ZF...), i za pokazatelj izvoza preuzeli smo izvoz dobara i usluga u hrvatskim kunama (96090C..ZF...). Nismo se koristili pokazateljima izraženima

u USD, da bismo izbjegli značajne promjene tečaja dolara, nasuprot euru kojem Hrvatska znatno više gravitira, što bi moglo remetiti kvalitetu analize. Naime, promjene tečaja dolara, egzogene našem modelu, uzrokovale bi kointegracijske veze među varijablama koje su izražene u dolarima, ne zbog stvarne veze među tim varijablama, nego samo zbog činjenice da su izražene u dolarima, tj. njihova je vrijednost podijeljena sa zajedničkim nazivnikom tečaja dolara. Stoga njihova veza ne bi bila stvarna i neposredna, već bi bila fiktivna, posredna preko tečaja dolar/kuna (euro). Zato smatramo da je kvalitetnije izraziti te varijable u kunama koje smo deflacionalirali indeksom potrošačkih cijena. Na taj smo način dobili sve pokazatelje u realnim veličinama.

Budući da su kod varijabli BDP i zaposlenosti identificirana ARIMA X11 metodologijom značajna sezonska odstupanja i, sa druge strane, da ekonomska teorija predviđa modele koji imaju konstantnu elastičnost, sve smo varijable logaritmirali. Na taj način možemo analizirati modele s proporcionalnim (relativnim) promjenama umjesto u apsolutnim veličinama.

3.4. Istraživanje

Budući da očekujemo stabilnu Cobb-Douglasovu funkciju u koju ulazi stock stranog kapitala u Hrvatskoj, a ne izravne investicije, taj smo stock procijenili tako da smo akumulirali izravne strane investicije u tijeku vremena. To smo mogli učiniti tako da taj stock logaritmiramo, pa nam stoga nije bitna njegova apsolutna veličina (iako smo mi počeli agregaciju od godine 1993.) već su nam važne relativne promjene, koje ostaju nepromijenjene neovisno o početnom datumu akumulacije.

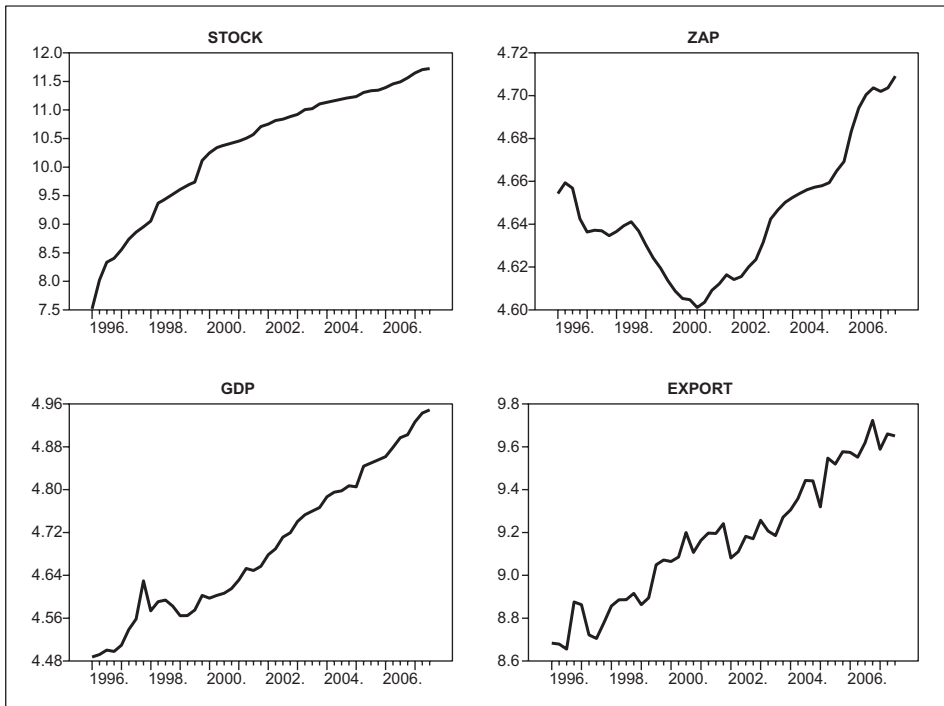
Na osnovi rečenoga imamo definirane slijedeće kvartalne varijable:

Varijabla	Ime	Definicija
Stanje stranoga kapitala	STOCK	Prirodni logaritam akumuliranih i deflacionaliranih izravnih stranih investicija u Hrvatsku. Prva diferencija dSTOCK pokazuje izravne strane investicije (FDI) u prirodnom logaritmu.
Bruto domaći proizvod	GDP	Prirodni logaritam desezonirane serije preuzete iz IFS baze podataka. Prva diferencija dGDP pokazuje stopu rasta BDP-a.
Zaposlenost	ZAP	Prirodni logaritam desezonirane serije preuzete iz IFS baze podataka. dZAP pokazuje stopu rasta zaposlenosti.
Izvoz roba i usluga	EXPORT	Prirodni logaritam deflacionalirane varijable preuzete iz IFS baze podataka. dEXPORT pokazuje stopu rasta izvoza roba i usluga.

Iz slike 1. možemo lako primijetiti da sve varijable imaju izraženu trendovsku komponentu, pa zato nisu stacionarne. No, ne znamo radi li se o procesima koji se mogu stacionirati tako da ih diferenciramo (integrirani procesi) ili se radi o procesima koji imaju deterministički trend.

Slika 1.

VARIJABLE KOJE ULAZE U ANALIZU U PRIRODNIM LOGARITMIMA



Dalje vidimo da je u varijabli GDP izražena nagla promjena godine 1998. kada je hrvatsko bankarstvo bilo suočeno s najvećom krizom od osamostaljenja, što je odvelo u stečaj osam banaka i u sanaciju dvije banke. Zbog toga ćemo to razdoblje morati modelirati uz pomoć jedne dummy varijable koja će korigirati taj efekt.

Lako je primijetiti iz grafičkih prikaza da se zaposlenost smanjivala do IV. kvartala godine 2000., da bi se poslije toga povećavala.

Na osnovi metode najmanjih kvadrata regresijom logaritma varijabli na trend (t) i dummy varijable (D , Dt) određeno je da postoji statistički značajna razlika u stopama rasta varijabli prije IV. kvartala godine 2000. i poslije IV. kvartala godine 2000., pa smo odredili vrijednost dummy varijable $D=0$ za razdoblje prije 2000.:4, a $D=1$ za razdoblje nakon 2000.:4 godine. Rezultati testiranja prikazani su u sljedećoj tablici.

Tablica 1.

TESTIRANJE RAZLOMLJENOGA TRENDA U VARIJABLAMA

Varijabla	Prosječna godišnja stopa rasta u razdoblju 1996.:1 – 2000.:3 (%)	Prosječna godišnja stopa rasta u razdoblju 2000.:4–2007.:3 (%)	Razlika u prosječnim stopama rasta	Značajnost razlike (p)
STOCK	57.15	18.27	-38.88	0.00
GDP	2.55	4.81	2.25	0.00
ZAP	-1.07	1.64	2.72	0.00
EXPORT	10.06	9.14	-0.91	0.50
CPI	4.71	2.47	-2.24	0.00
TEČAJ	3.26	-0.35	-3.60	0.00

Vidimo da su sve varijable, osim EXPORT, imale statistički značajne razlike u trendu prije i poslije 2000.:4 razdoblja (visoka prosječna stopa povećanja stanja stranoga kapitala, viša stopa inflacije, sporije povećanje BDP, smanjenje zaposlenosti u razdoblju do IV. kvartala 2000., tj. sporija stopa povećanja stanja stranoga kapitala, niža stopa inflacije, viša stopa povećanja BDP i povećanje zaposlenosti nakon 2000.:4). Drugim riječima, u razdoblju od IV. kvartala godine 2000. do III. kvartala godine 2007. postoji statistički značajno povećanje u stopama rasta bruto domaćega proizvoda i zaposlenosti, značajno smanjenje stopa rasta stanja stranoga kapitala, inflacije i tečaja, a izvoz je u biti ostao nepromijenjen.

Stoga smatramo da je u IV. kvartalu godine 2000. došlo do strukturnoga loma u hrvatskome gospodarstvu koji moramo modelirati dummy varijablom razbijenoga trenda. Promjena u ponašanju glavnih varijabli hrvatskoga gospodarstva najvjerojatnije je nastala zato što je u srpnju godine 2000. promijenjeno rukovodstvo Hrvatske narodne banke koje bitno mijenja smjer monetarne politike kakav je bio do toga trenutka. Godinu 2000. obilježili su brže povećanje monetarnih agregata i snižavanje kamatnih stopa, pa je povećanjem novčane mase došlo do

novih većih plasmana bankarskih kredita poduzećima kojima je bio potreban novi kapital da bi riješila problem nelikvidnosti ili da bi krenula u dalje povećanje proizvodnje. Tečaj je na svršetku 1990-ih bio depreciran, ali godine 2000. dolazi do prodaje dviju velikih banaka inozemnim bankama, što je utjecalo na povećanje potražnje za kunama. Postepeno se vraća povjerenje u kune, a to u razdoblju nakon toga vodi aprecijaciji deviznoga tečaja koji je HNB neutralizirala deviznim aukcijama - kupnjom deviza od poslovnih banaka. HNB provodi politiku stabilnih cijena i stabilnoga deviznoga tečaja. Godine 2005. uvedene su repo aukcije (bitne za funkcioniranje kamatnog kanala). Zapravo, novo je rukovodstvo HNB krenulo s ekspanzivnom monetarnom politikom da bi pomoglo gospodarstvu da izađe iz krize u kojoj se našlo na svršetku prošloga desetljeća (bankarska kriza, uvođenje PDV), ali je to dovelo do povećanja vanjskoga duga, zbog čega je već godine 2004. počela ograničivati povećanje kreditnih plasmana (kreditni plafon, granična obvezna pričuva).

Već smo prije utvrdili da varijable koje ulaze u analizu imaju trendove rasta, ali se postavlja pitanje radi li se o stohastičkom ili o determinističkom trendu. Testiranjem integracije procesa želimo odrediti možemo li određeni proces stacionirati diferenciranjem. Ako se koristimo popularnim testovima proširenoga Dickey-Fuller (ADF) i Phillips-Perron (PP) testova dobivamo rezultate prikazane u Tablici 2. Prva je vrsta testova kojima smo se koristili s konstantom i linearnim trendom kao determinističkim članovima na varijablama u razini sa ciljem testiranja je li varijabla trend stacionarna ili diferentno stacionarna. Druga se vrsta testova odnosi na testiranje stacionarnosti serija u prvoj diferenciji, tj. da je prva diferencija varijable $I(0)$ proces u kojem slučaju možemo odbaciti hipotezu da je varijabla u razini $I(2)$ proces s višestrukim jediničnim korijenima, koji ne možemo stacionirati samo jednom diferencijom. Za odabir dužine autoregresivnih članova koristit ćemo se SBIC (Schwartz Bayesian Information Criterion) kriterijem.

Tablica 2.

TESTIRANJE JEDINIČNE SVOJSTVENE VRIJEDNOSTI PROCESA

Varijabla	u razini			u prvoj diferenciji		
	det. Članovi: c, t			det. čl.: c		
	lag	ADF	PP	lag	ADF	PP
STOCK	0	-4.35**	-6.58	0	-4.65**	-30.59**
GDP	0	-2.18	-9.66	0	-8.83**	-57.89**
ZAP	1	-1.90	-2.56	0	-32.14**	-43.75**
EXPORT	0	-4.51**	-29.62**	1	-7.56**	-119.49**

** statistički značajno na razini značajnosti od 1%

BDP i zaposlenost nisu trend stacionarni procesi zato što ne možemo odbaciti hipotezu o jediničnom korijenu procesa u razini s trendom. Nakon diferenciranja vidimo da hipotezu o postojanju jedinične svojstvene vrijednosti možemo odbaciti sa statističkom značajnošću od 1%, ili sa 99% pouzdanosti, a to upućuje da se radi o I(1) procesima. Što se tiče stanja stranog kapitala ne postoji jednoznačan zaključak za varijable u razini; naime, ADF test upućuje na zaključak da se radi o trend stacionarnoj varijabli, a sa druge strane PP test da se radi o varijabli koja ima jedinični korijen. No, nakon diferenciranja vidimo da postizemo stacionarnost, a to upućuje na zaključak da se radi o I(1) procesima. Na kraju proizlazi da je izvoz trend stacionarna varijabla, koju smo međutim uspjeli stacionirati i prvom diferencijom. Dakle ADF i PP testovi navode nas na zaključak da su sve varijable I(1) procesi.

No, ako isctamo prve diferencije varijabli kao na slici 3. (prilog), vidimo da su stacionarne EXPORT i eventualno GDP u prvoj diferenciji, a kod ZAP i STOCK vidi se vremenski trend. Vidimo da tek u drugoj diferenciji (slika 4., prilog) sve varijable gube vidljivi trend, što ne mora značiti da je varijabla stacionarna, jer osim stacionarnosti u trendu mora postojati i stacionarnost u varijanci koju ne možemo vizualnom inspekcijom jednostavno detektirati. Stoga su nas ADF i PP testovi sigurno naveli na netočan zaključak o ZAP i STOCK, za koje ne znamo jesu li I(2) procesi, stacionarni u drugoj diferenciji ili I(1) procesi oko nekog dugoročnog determinističkog linearnog trenda. Zbog toga ćemo u empirijskoj analizi konstruirati dva usporedna modela: prvi, koji će tretirati sve varijable kao I(2) procese, a drugi koji će tretirati varijable kao I(1) oko dugoročnog determinističkog trenda.

3.5. Rezultati istraživanja

1. VECM s varijablama u prvoj diferenciji

Ako pretpostavimo da su procesi koji ulaze u analizu stacionarni u drugoj diferenciji, tada možemo pretpostaviti da postoji dugoročna stabilna veza među varijablama u prvoj diferenciji. Drugim riječima, naš model iz jednadžbe 3. postaje:

$$\Delta^2 z_t = \Pi \Delta z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta^2 z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta^2 z_{t-p+1} + \Psi D_t + u_t$$

gdje je vektor $z_t = (\text{STOCK}, \text{GDP}, \text{ZAP}, \text{EXPORT})$.

Odabir reda VAR i analiza njegovih reziduala⁴, identifikacija kointegracijskih veza i analiza odgovora na jedinične ortogonalne impulse nalaze se u prilogu 2.

⁴ Provedeni su slijedeći testovi: Johansenov test omjera vjerodostojnosti, test isključenja varijabli iz kointegracijskoga prostora, test stacionarnosti, test za slabu egzogenost, pa su na osnovi toga utvrđeni kointegracijski vektori.

Prvi kointegracijski vektor prikazan u tablici 3. normalizirali smo po dGDP, a drugi smo normalizirali po jedinjoj varijabli koja se u njemu nalazi dEXPORT.

Tablica 3.

KOINTEGRACIJSKI VEKTORI

	β'			
	dSTOCK	dGDP	dZAP	dEXPORT
β (1)	-0.321 [-6.812]	1.000 [NA]	-4.299 [-7.026]	0.000 [NA]
β (2)	0.000 [NA]	0.000 [NA]	0.000 [NA]	1.000 [NA]

U prvom kointegracijskom vektoru identificirali smo Cobb-Douglasovu funkciju proizvodnje u stopama rasta. Naime Cobb-Douglasovu funkciju proizvodnje možemo pisati ovako

$$Y = AK^{b_1}L^{b_2} \quad b_1 > 0, b_2 > 0$$

ili u logaritamskoj formi

$$\ln(Y) = \ln(A) + b_1 \ln(K) + b_2 \ln(L) \quad b_1 > 0, b_2 > 0$$

gdje koeficijent b_1 prikazuje elastičnost proizvodnje na promjenu stanja kapitala, a koeficijent b_2 pokazuje elastičnost proizvodnje na promjenu zaposlenosti. Koeficijenti b_1 i b_2 pozitivni su, jer se očekuje da će povećanje kapitala ili zaposlenosti povećati proizvodnju, tj. da su njihove granične proizvodnosti pozitivne.

Identifikacija prvoga značajnoga kointegracijskoga vektora $\beta(1)$ iz tablice 3 znači da smo uspješno identificirali hrvatsku dugoročnu stabilnu Cobb-Douglasovu funkciju koja u stopama rasta izgleda ovako

$$\frac{dY}{Y} = 0.321 \frac{dK_f}{K_f} + 4.299 \frac{dL}{L}$$

(6.812) (7.026)

Budući da smo u analizi uzeli FDI kao pokazatelj veličine kapitala, tada jednadžbu možemo pisati

$$\frac{dY}{Y} = 0.321 FDI + 4.299 \frac{dL}{L}$$

(6.812) (7.026)

Iz jednadžbe vidimo da su parametri Cobb-Douglasove funkcije statistički značajni, jer su njihove t vrijednosti značajno veće od 2. Dalje vidimo da su predznaci parametara očekivani, tj. pozitivni. Dugoročna i stabilna osjetljivost stope rasta BDP na promjenu stope rasta stranoga kapitala (FDI) jest 0.321, a dugoročna je i stabilna osjetljivost stope rasta BDP na promjenu zaposlenosti 4.299.

Iz slika 5a) i 5b) (prilog) vidimo da su dvije kointegracijske veze u cijelome razdoblju stabilne. Prvi graf pokazuje kointegracijsku vezu s uključenom kratkoročnom dinamikom (matrice Γ), a drugi graf pokazuje kointegracijsku vezu bez kratkoročne dinamike u tzv. R modelu. Vidimo da prvi kointegracijski vektor predstavlja stacionarnu linearnu kombinaciju varijabli dSTOCK, dGDP, dZAP koje su svaka za sebe nestacionarne, a drugi kointegracijski vektor pokazuje stacionarnost varijable dEXPORT. Stacionarne kointegracijske veze u Z i R modelu pokazuju da smo pravilno identificirali kointegracijske vektore $\beta(1)$ i $\beta(2)$.

Drugi kointegracijski vektor $\beta(2)$ pokazuje da dEXPORT može stajati sam u kointegracijskome prostoru, a to smo otkrili testiranjem njegove stacionarnosti. Čini se da stopa rasta izvoza nije u dugoročnoj vezi sa stopom rasta zaposlenosti, BDP i izravnih stranih investicija. No, u traganju za modelom koji će objasniti kako FDI utječu na BDP, na zaposlenost i na izvoz bili smo uključili i druge varijable, kao što su cijene i tečaj i otkrili smo da postoji jaka veza među izvozom i tih varijabli. Općenito, izvoz je uvijek bio u vezi s tečajem i sa cijenama, a to upućuje na zaključak da se hrvatsko gospodarstvo ponaša na osnovi kejnzejanskih modela u kojima naš izvoz ne ovisi o našem BDP i zaposlenosti, već o BDP i zaposlenosti zemalja s kojim trgujemo (ekonomija potražnje), a na njihovu zaposlenost i BDP nemamo utjecaja zato što smo relativno mala zemlja. Sa druge strane, varijable koje odražavaju uvjete trgovanja, cijene i tečaj znatno utječu na izvoz.

Tablica 4.

BRZINA PRILAGOĐIVANJA		
	α	
	$\alpha(1)$	$\alpha(2)$
DdSTOCK	1.572 [6.224]	0.121 [-0.896]
DdGDP	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]
DdZAP	0.106 [6.275]	0.007 [0.760]
DdEXPO	-0.096 [-0.221]	-1.789 [-7.646]

U tablici 4. prikazane su procijenjene vrijednosti matrice α koje pokazuju brzinu prilagođivanja varijabli prema dugoročnoj stabilnoj ravnoteži koja je prikazana u matrici β (tablica 3.). Važno je primijetiti da α koeficijenti imaju uvijek obrnuti predznak od β koeficijenata na koje se odnose. To upućuje na zaključak da postoji stvarno prilagođivanje prema dugoročnoj ravnoteži, ako smo iz nje izašli.

2. VECM s varijablama u razini

Ako pretpostavimo da su procesi koji ulaze u analizu stacionarni u prvoj diferenciji oko determinističkog razlomljenog trenda, tada možemo pretpostaviti da postoji dugoročna stabilna veza među varijablama u razini. Drugim riječima, naš model iz jednadžbe 3. postaje:

$$\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + \Psi D_t + u_t$$

gdje je vektor $z_t = (\text{STOCK}, \text{GDP}, \text{ZAP}, \text{EXPORT})$. Da bismo pravilno u tome okruženju modelirali deterministički razlomljeni trend koji se vidi u varijablama u razini, konstruirali smo dummy varijablu T400 koju ćemo u razini uz linearni trend ograničiti u kointegracijski prostor, a njezinu ćemo prvu diferenciju ostaviti neograničenom. Na taj ćemo način pretpostaviti da je trend varijabli u prvoj diferenciji determinističke, a ne stohastičke naravi.

Slijedom rečenoga u modelu imamo uključene slijedeće determinističke članove:

1. linearni trend (0,1,2,3,...) ograničen u kointegracijskome prostoru

2. dummy varijabla razlomljenoga trenda $T400 = \begin{cases} trend, t \geq 2000 : 4 \\ 0, t < 2000 : 4 \end{cases}$
 ograničena u kointegracijskome prostoru.

3. neograničena dummy varijabla $Dp400 = \begin{cases} 1, t \geq 2000 : 4 \\ 0, t < 2000 : 4 \end{cases}$

4. neograničena dummy varijabla $Dt497 = \begin{cases} 1, t = 1997 : 4 \\ -1, t = 1998 : 1 \\ 0, ostala razdoblja \end{cases}$

kojom modeliramo bankarsku krizu godine 1998. koja je imala samo tranzitorni karakter na model.

Budući da je sada modeliramo među I(1), a ne među I(2) procesima, vidimo da je i neutralizacija njezinoga permanentnoga efekta nešto drugačija nego u prethodnome modelu kada smo je stavili među I(2) procese.

Odabir reda VAR i analiza njegovih reziduala⁵, identifikacija kointegracijskih veza i analiza odgovora na jedinične ortogonalne impulse nalaze se u prilogu 3.

Tablica 5.

KOINTEGRACIJSKI VEKTOR

	β'				
	STOCK	GDP	ZAP	T400	TREND
Beta (1)	-0.271	1.000	-1.598	-0.018	0.025
	[-5.178]	[NA]	[-3.373]	[-3.009]	[3.300]

Budući da su varijable izražene u prirodnim logaritmima, ovim smo vektorom identificirali Cobb-Douglasovu funkciju proizvodnje u razini (a ne u stopama rasta), ili

$$\ln(Y) = \ln(A) + b_1 \ln(K_f) + b_2 \ln(L) \quad b_1 > 0, b_2 > 0$$

$$\ln(Y) = \ln(A) + \underset{(5.178)}{0.271} \ln(K_f) + \underset{(3.373)}{1.598} \ln(L)$$

$$Y = AK_f^{0.271} L^{1.598}$$

Procijenjeni statistički značajni koeficijenti, zato što su im t vrijednosti veće od 2 u apsolutnoj vrijednosti, pokazuju dugoročne koeficijente elastičnosti Cobb-Douglasove funkcije. Elastičnost BDP na promjenu stranoga kapitala jest 0.271, a dugoročna je elastičnost BDP na promjenu zaposlenosti 1.598. Stanje domaćega kapitala jednako kao i tehnološki napredak «skriveni» su u koeficijentu A koji nije konstantan, već u sebi sadrži razbijeni trend rasta iz kointegracijskoga vektora. Na taj se način dopušta linearni razbijeni rast tehnološkog napretka i stanje domaćeg kapitala.

⁵ Učinjeni su testovi kao pod 4.

Tablica 6.

BRZINA PRILAGOĐIVANJA

	A
DSTOCK	1.619 [5.176]
DGDP	0.000 [0.000]
DZAP	0.080 [3.123]

U tablici 6. prikazane su procijenjene vrijednosti matrice α koje pokazuju brzinu prilagođivanja varijabli prema dugoročnoj stabilnoj ravnoteži koja je prikazana u matrici β (prilog 3). Vidimo ograničenje o slaboj egzogenosti koje smo nametnuli varijabli GDP. Situacija je veoma slična prethodnom modelu, a to znači da se strani kapital veoma brzo prilagođuje dugoročnoj stabilnoj vezi (Cobb-Douglas proizvodna funkcija) među varijablama (za manje od jednoga kvartala), a zaposlenost je mnogo tromija i inertnija varijabla kojoj je za prilagođivanje potrebno dvije i pol do tri godine.

Analizom odgovora na jedinične ortogonalne impulse otkrili smo trivijalnu vezu među bruto domaćim proizvodom i zaposlenošću. Povećanje stope rasta bruto domaćega proizvoda za 1% permanentno će povećati, nakon IV. kvartala, stopu rasta zaposlenosti za 0.137%, a povećanje bruto domaćega proizvoda za 1% utjecat će na povećanje zaposlenosti za 0.231% poslije VIII. kvartala. Obrnuta veza zaposlenosti sa bruto domaćim proizvodom ne postoji. Utvrdili smo i da promjena u stanju inozemnoga kapitala, ili inozemne izravne investicije ne utječu, kako tranzitorno, tako ni permanentno na promjenu bruto domaćega proizvoda u zemlji. Impuls u inozemnim izravnim investicijama značajno utječe na smanjenje zaposlenosti u zemlji, kako prije preuzimanja poduzeća, tako i nakon toga preuzimanja. Poslije preuzimanja poduzeća povećanje inozemnih izravnih investicija za 1% već poslije IV. kvartala smanjuje permanentno stopu rasta zaposlenosti za 0.034%, a povećanje stanja inozemnoga kapitala za 1% smanjit će zaposlenost za 0.065% poslije VIII. kvartala. Efekt prije preuzimanja poduzeća pokazuje da će povećanje izravnih stranih investicija za 1% smanjiti permanentno stopu rasta zaposlenosti za 0.14% poslije II. kvartala, a povećanje stanja inozemnoga kapitala za 1% smanjit će permanentno zaposlenost za 0,11% poslije V. kvartala. To pokazuje da stranci kada uđu u pregovore za kupnju naših poduzeća vrše pritisak na postojeće rukovodstvo da smanji višak radne snage (koja se akumulirala godinama

zbog lošega gospodarenja domaćim poduzećima prije njihovog ulaska), a s istom se praksom smanjenjem zaposlenosti nastavlja i nakon preuzimanja većinskoga udjela u vlasništvu.

4. Zaključak

Strukturnom analizom FDI u Hrvatskoj od godine 1993. do godine 2007. utvrđeno je da je Hrvatska primila više od 17 milijardi eura inozemnih izravnih ulaganja i gotovo 4000 eura FDI po stanovniku, ali unatoč tome nije postigla kvalitativne promjene u gospodarskoj strukturi. Uz to je zabrinjavajuća i sektorska raspodjela primljenih FDI, gdje prednjače sektor telekomunikacija i financijskih posrednika.

Oba usporedna VAR modela identificirala su u kointegracijskom prostoru veoma stabilnu i značajnu dugoročnu Cobb-Douglasovu funkciju proizvodnje. Stanje inozemnoga kapitala veoma se brzo prilagođuje toj dugoročnoj ravnoteži kada se sustav izbacuje iz ravnoteže, a zaposlenosti je potrebno za prilagodbu dvije i pol do tri godine (10-12 kvartala). Bruto domaći proizvod uopće se ne prilagođuje dugoročnoj stabilnoj Cobb-Douglasovoj funkciji, jer smo otkrili njegovu slabu egzogenost u oba modela. Što se tiče varijable izvoza ona nema nikakvih dodirnih točaka sa bruto domaćim proizvodom i sa zaposlenošću, nego smo otkrili njezine jake veze s indeksom potrošačkih cijena i s deviznim tečajem eura, što upućuje na kejnezijansko ponašanje gospodarstva u tome segmentu u kojem potražnja diktira razinu proizvodnje. Budući da domaća zaposlenost i bruto domaći proizvod nemaju utjecaja na inozemnu potražnju za domaćim proizvodima (izvoz), nismo uspjeli naći vezu među tim varijablama. Na izvoz čini se utječu jedino uvjeti trgovanja (domaće cijene u odnosu na inozemne i devizni tečaj).

Radi usporedbe možemo povući paralelu s rezultatima Nakova (2004.) koji je kointegracijskom analizom na primjeru Mađarske dokazao da strani kapital utječe na kretanje proizvodnosti i ekonomskoga rasta, a za grupu tranzicijskih zemalja uočio je negativan utjecaj FDI na BDP. Domaći autori Lovrinčević, Buturac i Marić (2004.) također izdvajaju primjer Hrvatske (iz skupine tranzicijskih zemalja) u kojoj pod utjecajem FDI nije došlo do promjene izvozne strukture ni do specijalizacije.

Budući da impuls u stranim investicijama smanjuje samo zaposlenost, ali ne i bruto domaći proizvod, možemo zaključiti da ulazak stranoga kapitala u zemlju povećava graničnu proizvodnost rada, a to stvara prostor za povećanje profita, ali i za dugoročno povećanje realnih plaća. Stoga, iako ulazak stranoga kapitala trenutno izgleda negativno (smanjenje zaposlenosti, nema povećanja BDP i izvoza), on bi mogao imati pozitivne konotacije na blagostanje zemlje u bližoj budućnosti.

Dobiveni rezultati mogu se obrazložiti činjenicom da je većina FDI u Hrvatsku pristigla u velikim privatizacijskim valovima, a izostale su investicije u novu proizvodnju. Brownfield investicije imaju cilj učiniti poduzeće profitabilnijim, a najlakši je način da podignu svoju proizvodnost smanjenjem broja zaposlenih. Iz toga se može zaključiti da utjecaj FDI na BDP i na gospodarski rast ovisi o sektorskoj strukturi i o vrsti FDI koje je zemlja privukla (Mađarska je privukla najviše greenfield investicija). Rezultati rada nisu ohrabrujući za razvitak hrvatskog gospodarstva, nego ukazuju na potrebne promjene politike privlačenja inozemnih izravnih investicija i njihovo usmjeravanje u sektore s višom dodanom vrijednošću. Jedino će se na taj način moći ostvariti pozitivan utjecaj FDI na BDP, na izvoz, na zaposlenost, ili točnije na hrvatsko gospodarstvo u cjelini.

LITERATURA

- Amisano, G., Giannini C. (2006.). *Topics in Structural VAR Econometrics* (2nd edition). New York: Springer Verlag.
- Al-Iriani, M. i Al-Shamsi, F. (2007.). "Foreign Direct Investment and Economic Growth in the GCC Countries: A Casualty Investigation Using Heterogeneous Panel Analysis". *MEEA Annual Meeting*. January 4-7. Loyola university. Chicago. <http://www.luc.edu>
- Doornik, J. A., Hansen, H. (2005.). *An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality*, Working Paper, Nuffield College, Oxford.
- Fuller, W. A., (1996.). *Introduction to Statistical Time Series* (2nd Ed.). New York: John Wiley.
- Engle, R., C. W. J. Granger (1987.). Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, (55), 2: 251-276.
- Godfrey, L. G. (1988.). *Misspecification Tests in Econometrics; the Lagrange Multiplier and other Approaches*. Cambridge University Press.
- Hisarciklilar, M., Kayam, S.S., Kayalica, M.O. i Ozkale, N.L. (2006.). "Foreign Direct Investment and Growth in Mediterranean Countries", *Euro-Mediterranean observatory*, <http://emo.pspa.uoa.gr/data/papers/2-papers.pdf>.
- Hrvatska narodna banka, <http://www.hnb.hr> (Statistika stranih ulaganja)
- Hunya, G. i Škudar, A. (2006.). "The Role of Foreign Direct Investments in the Croatian Economy", The Vienna Institute for International Economic Studies, <http://www.wiiw.ac.at>.
- Johansen S., K. Juselius (1990.). «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (52), 2:169-209.

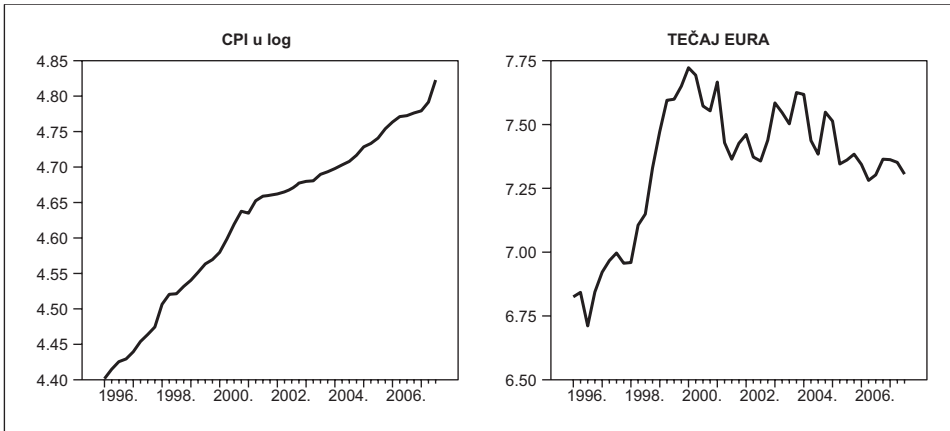
- Johansen S. (1995.). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regression Models*, Oxford University Press.
- Jovančević, R. (2007.). «The Impact of Foreign Investments Flows on Croatian Economy- A Comparative Analysis», *Ekonomski pregled*, (58), 12:826-850.
- Jovančević, R.(2005.). *Ekonomski učinci globalizacije i EU*, Mekron promet d.o.o., Zagreb.
- Lovrinčević, Ž, Marić, Z. i Mikulić, D. (2005.). «Priljev inozemnog kapitala - utjecaj na nacionalnu štednju, domaće investicije i bilancu plaćanja tranzicijskih zemalja srednje i istočne Europe», *Ekonomski pregled*, (56), 3-4:163-184.
- Lovrinčević, Ž., Buturac, G., Marić, Z.(2004.). «Priljev inozemnog kapitala - utjecaj na domaće investicije i strukturu robne razmjene», *Ekonomski pregled*, (55), 11-12:894-934.
- Nacionalno vijeće za konkurentnost (2007.). *Godišnje izvješće o konkurentnosti Hrvatske 2006*, <http://nvk.multilink.hr>
- Nakov, A., (2004). «Foreign Direct Investment and Growth in Transition: Panel Data and Time Series Evidence, 1991-2001», *Croatian International Relations Review*, (10), 34-35:7-16.
- Nielsen, B. (2004.), «Cointegration Analysis in the Presence of Outliers», *The Econometric Journal*, (7), 1:249-271.
- Phillips, P. C., P. Perron (1988.). «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrics*, (54): 335-346.
- Salmona, M. (1982.). «Error Correction Mechanism», *Economic Journal*, (92): 615-629.
- Sims, C. (1980.). «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*,(48):1-48.
- Sisek, B. (2005.). «Strane izravne investicije u Hrvatskoj – uzroci neuspjeha», *Zbornik Ekonomskog fakulteta u Zagrebu*, Zagreb, str. 89-108.
- Vukšić, G. (2005.). «Utjecaj izravnih stranih ulaganja na izvoz hrvatske prerađivačke industrije», *Financijska teorija i praksa*, (29), 2:147-175.
- Zakon o poticanju ulaganja, NN.73/2000. i NN. 138/2006.
- Zubin, C. (2008). *Inozemna izravna ulaganja i njihov utjecaj na gospodarstvo Republike Hrvatske*, Sveučilište Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizam «Dr. Mijo Mirković», magistarski rad.

PRILOZI

Prilog 1. Obilježja varijabli

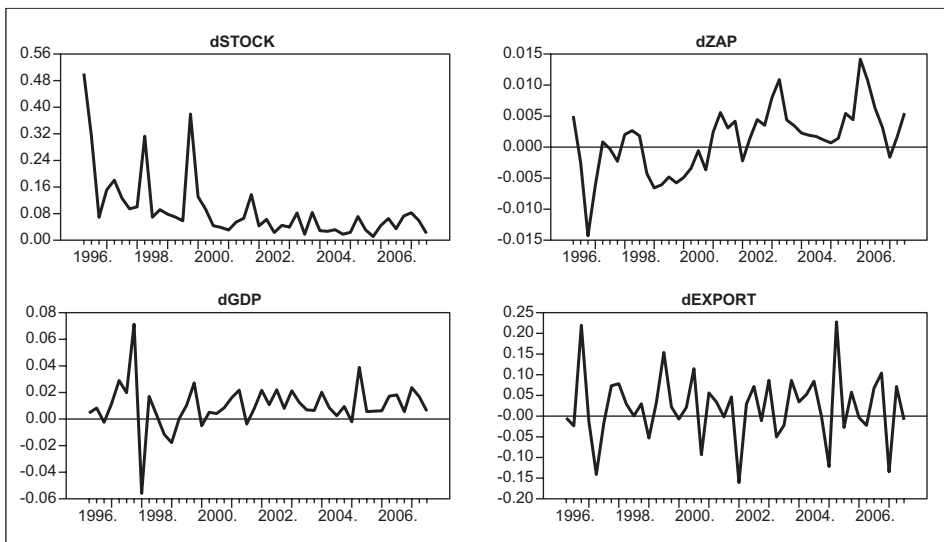
Slika 2.

VARIJABLE KOJE NE ULAZE U ANALIZU U PRIRODNIM LOGARITMIMA



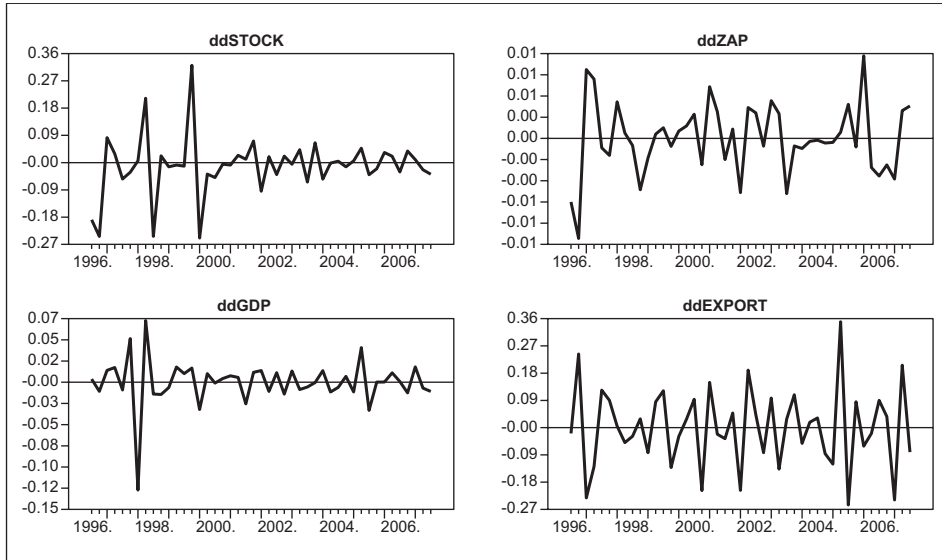
Slika 3.

VARIJABLE U PRVOJ DIFERENCIJI



Slika 4.

VARIJABLE U DRUGOJ DIFERENCIJI



Prilog 2. Popratne informacije o VECM s varijablama u prvoj diferenciji

Analiza reziduala neograničenoga VAR s varijablama u prvoj diferenciji.

Trace Correlation = 0.750

Tests for Autocorrelation

Ljung-Box(11): ChiSqr(144) = 157.374 [0.211]

LM(1): ChiSqr(16) = 11.143 [0.801]

LM(2): ChiSqr(16) = 19.480 [0.245]

Test for Normality S-B: ChiSqr(8) = 5.452 [0.708]

Test for ARCH:

LM(1): ChiSqr(100) = 80.710 [0.921]

LM(2): ChiSqr(200) = 186.222 [0.749]

Univariate Statistics

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DdSTOCK	0.000	0.039	-0.082	2.241	0.067	-0.090
DdGDP	-0.000	0.009	0.130	3.273	0.023	-0.024
DdZAP	0.000	0.002	0.216	2.174	0.005	-0.005
DdEXPORT	-0.000	0.067	-0.291	2.807	0.135	-0.171

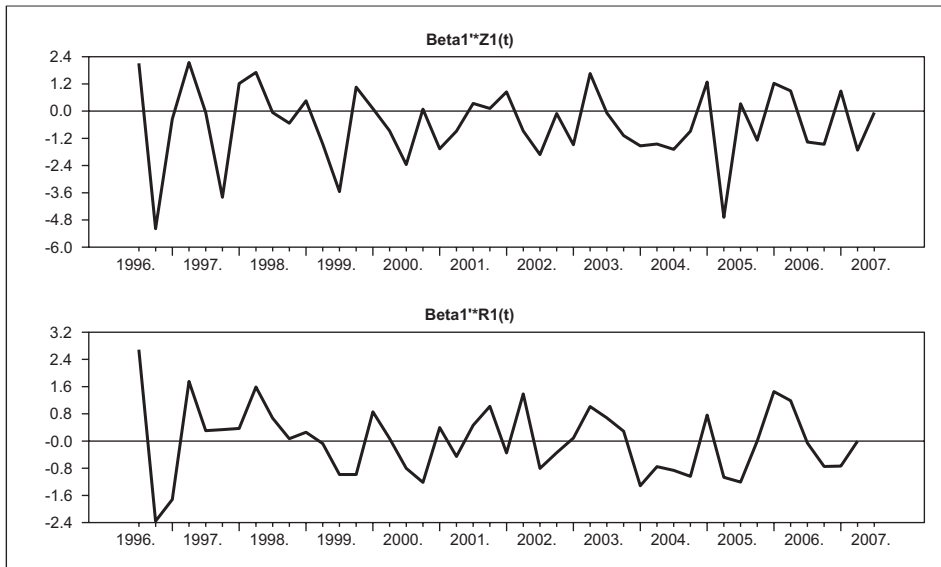
	ARCH(2)	Normality	R-Squared
DdSTOCK	1.187 [0.552]	0.748 [0.688]	0.839
DdGDP	1.786 [0.409]	1.599 [0.450]	0.879
DdZAP	0.581 [0.748]	1.848 [0.397]	0.646
DdEXPORT	1.139 [0.566]	0.794 [0.672]	0.731

Tablica 7.

ODABIR REDA VAR MODELA

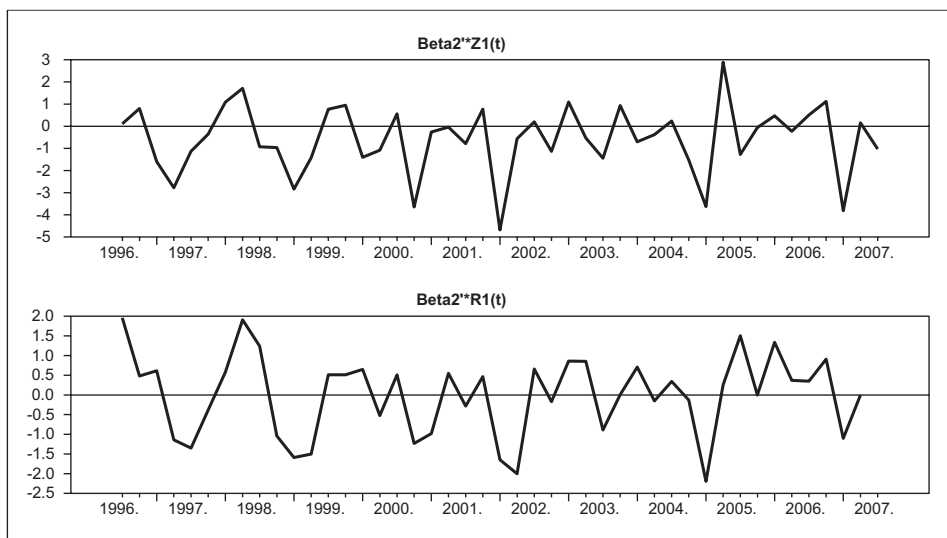
Model	p	T	Regr	Log-Lik	SC	H-Q	LM(1)	LM(k)
VAR(5)	5	42	25	753.149	-26.965	-29.586	0.009	0.901
VAR(4)	4	42	21	745.212	-28.011	-30.212	0.085	0.901
VAR(3)	3	42	17	727.728	-28.602	-30.384	0.002	0.163
VAR(2)	2	42	13	709.963	-29.180	-30.543	0.140	0.330
VAR(1)	1	42	9	684.321	-29.383	-30.327	0.119	0.119

Slika 5a:

 $\beta(1)$ KOINTEGRACIJSKA VEZA IZMEĐU VARIJABLI

Slika 5b:

$\beta(2)$ KOINTEGRACIJSKA VEZA



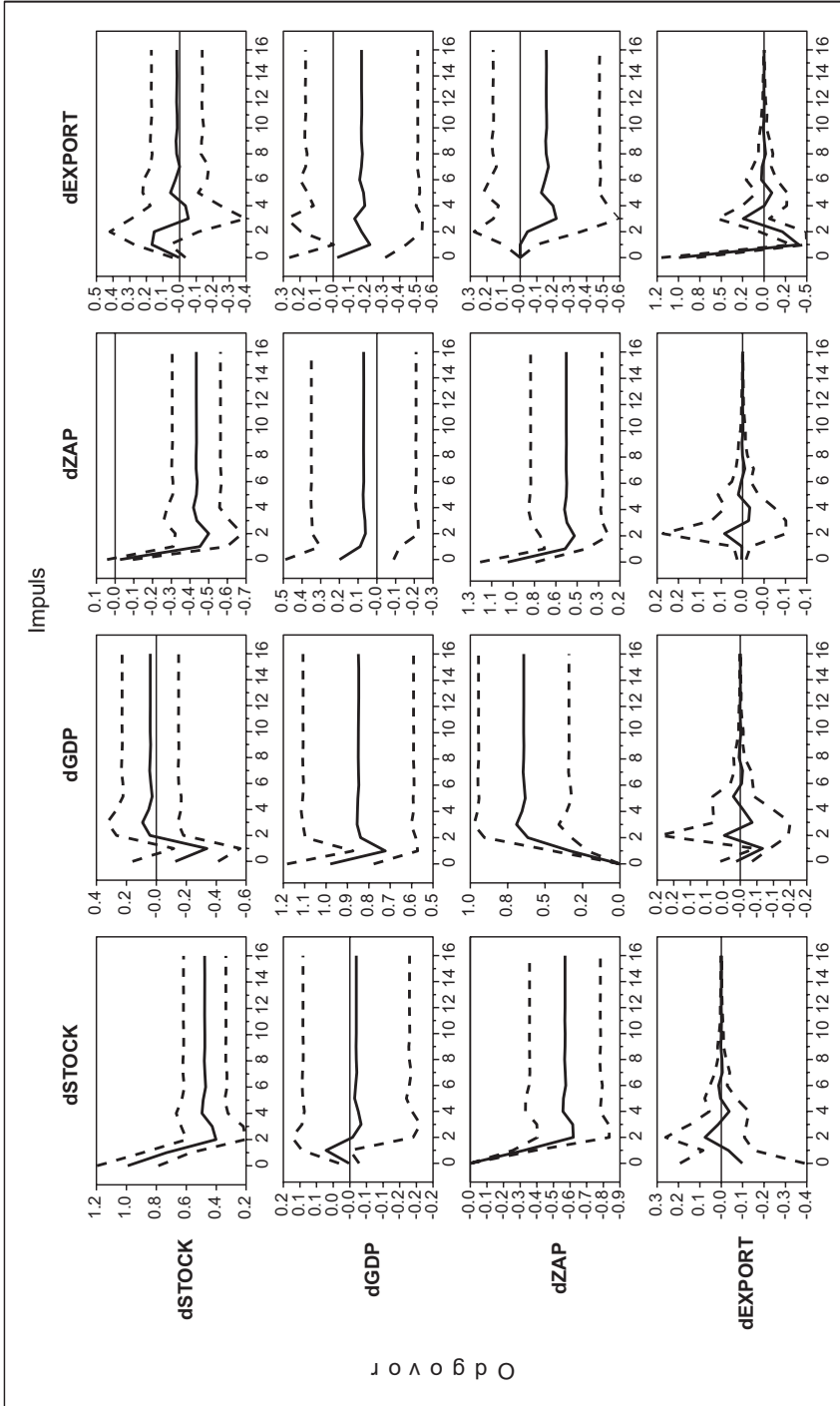
Tablica 8.

DUGOROČNA MATRICA ODGOVORA NA IMPULSE, C

	dSTOCK	dGDP	dZAP	dEXPORT
DdSTOCK	0.476 [9.561]	0.369 [1.660]	-7.057 [-8.859]	0.005 [0.112]
DdGDP	0.006 [0.299]	0.805 [0.000]	-0.086 [0.000]	0.000 [0.000]
DdZAP	-0.034 [-6.175]	0.137 [5.436]	0.507 [5.721]	-0.000 [-0.072]
DdEXPO	0.000 [NA]	0.000 [NA]	0.000 [NA]	0.000 [NA]

Slika 6.

ODGOVORI NA JEDINIČNI ORTOGONALNI IMPULS



Prilog 3.: Popratne informacije o VAR modelu s varijablama u razini.

Analiza reziduala

Trace Correlation = 0.723

Tests for Autocorrelation

Ljung-Box(11): ChiSqr(81) = 84.722 [0.391]

LM(1): ChiSqr(9) = 13.658 [0.135]

LM(2): ChiSqr(9) = 11.491 [0.244]

Test for Normality: ChiSqr(6) = 8.173 [0.226]

Test for ARCH:

LM(1): ChiSqr(36) = 45.118 [0.142]

LM(2): ChiSqr(72) = 81.900 [0.199]

Univariate Statistics

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLSTOCK	0.000	0.033	0.101	2.411	0.061	-0.068
DLGDP	0.000	0.009	0.162	3.213	0.025	-0.022
DLZAP	0.000	0.003	0.594	2.986	0.007	-0.005

	ARCH(2)	Normality	R-Squared
DLSTOCK	3.051 [0.218]	0.275 [0.871]	0.780
DLGDP	1.113 [0.573]	1.395[0.498]	0.702
DLZAP	1.518 [0.468]	3.300 [0.192]	0.737

Tablica 9.

ODABIR REDA VAR MODELA

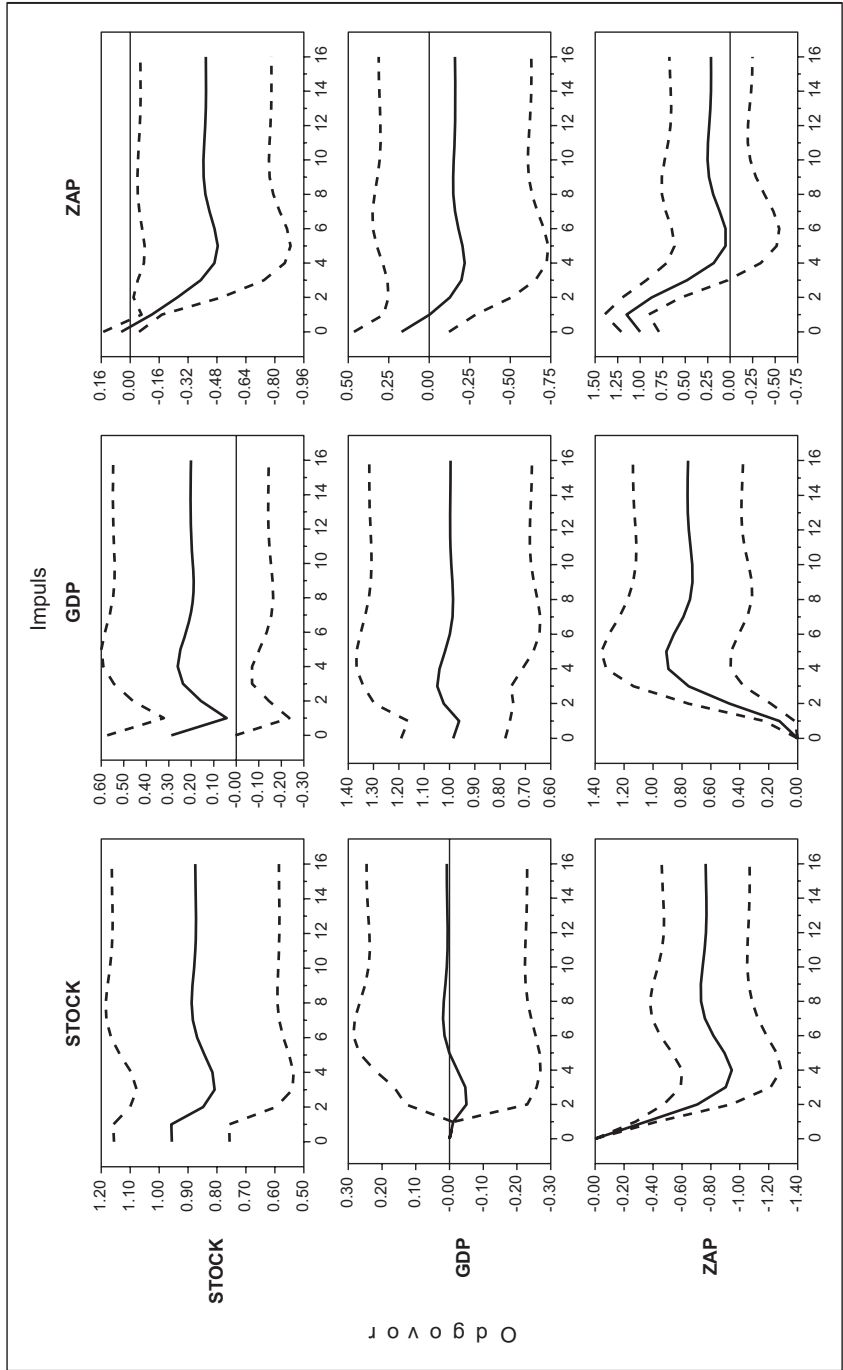
Model	p	T	Regr	Log-Lik	SC	H-Q	LM(1)	LM(k)
VAR(5)	5	41	27	810.679	-29.763	-32.633	0.066	0.338
VAR(4)	4	41	23	774.240	-29.435	-31.880	0.056	0.408
VAR(3)	3	41	19	751.463	-29.773	-31.793	0.010	0.697
VAR(2)	2	41	15	730.468	-30.198	-31.993	0.061	0.321
VAR(1)	1	41	11	703.653	-30.339	-31.509	0.015	0.015

Tablica 10.

DUGOROČNA MATRICA NA IMPULSE, C

	STOCK	GDP	ZAP
STOCK	0.440 [3.197]	1.048 [0.986]	-8.877 [-3.496]
GDP	0.016 [0.419]	0.918 [5.729]	-0.314 [-0.459]
ZAP	-0.065 [-3.275]	0.231 [2.702]	1.309 [3.582]

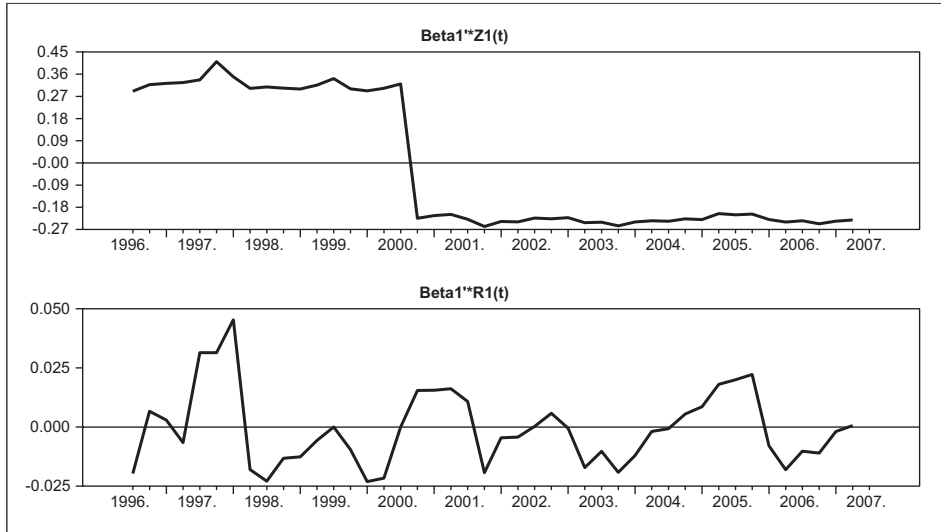
ODGOVOR NA JEDINIČNI ORTOGONALNI IMPULS



Slika 7.

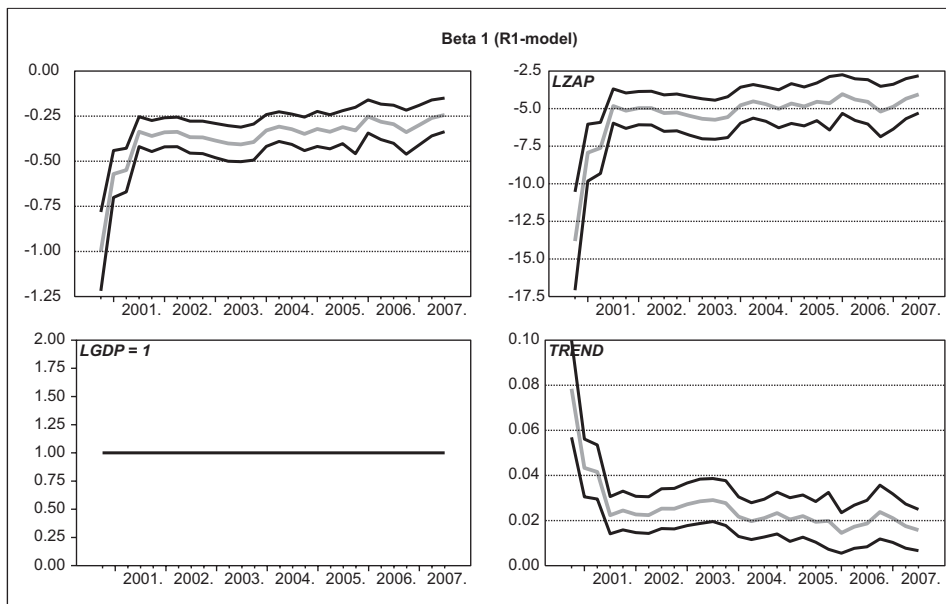
Slika 8.

STABILNOST KOINTEGRACIJSKE VEZE



Slika 9.

STABILNOST β KOEFICIJENATA



THE INFLUENCE OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT ON THE GROWTH OF GDP, ON EMPLOYMENT AND ON EXPORT IN CROATIA

Summary

According to the huge amount of foreign direct investments that Croatia has attracted, the aim of the study is to determine if FDI have an influence on the chosen (problematic) macroeconomic indicators of the Croatian economy. The influence of the received foreign direct investments on the economic growth, export and employment is analysed in the paper. Two parallel VAR models are compiled using different econometric analysis (time series analysis, cointegration analysis and VECM model, prognostic errors' decomposition of variances, impulse responses of the variables). These models identified very stable and significant long-term Cobb-Douglas production function in the area of cointegration. It was determined that FDI inflow does not have effect on the GDP growth and export, while it has negative effect on the employment. It is concluded that expected positive effects failed because the share of greenfield investments is low.

Key words: FDI, GDP, employment, export